

Döpke, Jörg; Gern, Klaus-Jürgen

Working Paper — Digitized Version

Indikatoren für die konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik: Evidenz aus sechs großen Industrieländern

Kiel Working Paper, No. 593

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Döpke, Jörg; Gern, Klaus-Jürgen (1993) : Indikatoren für die konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik: Evidenz aus sechs großen Industrieländern, Kiel Working Paper, No. 593, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/646>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 593

INDIKATOREN FÜR DIE KONJUNKTURELLEN
WIRKUNGEN DER GELDPOLITIK –
EVIDENZ AUS SECHS GROSSEN INDUSTRIELÄNDERN

von
Jörg Döpke
Klaus-Jürgen Gern



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, 24105 Kiel

Arbeitspapier Nr. 593

INDIKATOREN FÜR DIE KONJUNKTURELLEN
WIRKUNGEN DER GELDPOLITIK –
EVIDENZ AUS SECHS GROSSEN INDUSTRIELÄNDERN

von
Jörg Döpke
Klaus-Jürgen Gern

50516A

September 1993

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere sind die jeweiligen Autoren allein verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihnen abzustimmen.

INHALT

SEITE

I. Einleitung	1
II. Die Zinsdifferenz als konjunktureller Frühindikator.....	2
1. Die ökonomische Bedeutung der Zinsdifferenz	2
2. Der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und Bruttoinlandsprodukt.....	3
3. Konjunkturprognosen mit der Zinsstruktur.....	8
III. Verschiedene monetäre Konjunkturindikatoren im Vergleich	10
1. Auswahl der Indikatoren und Regressionsanalyse.....	10
2. Granger-Kausalitätstests.....	15
3. Prognoseeigenschaften der "optimalen" Modelle	18
IV. Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen	20
LITERATURVERZEICHNIS	30

VERZEICHNIS DER TABELLEN

Tabelle 1 — Korrelationskoeffizienten zwischen der Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes und der verzögerten Zinsdifferenz in sechs Industrieländern, 1976.1 bis 1993.1.....	4
Tabelle 2 — Schätzung der Zuwachsrate des Bruttoinlandsproduktes mit Hilfe der Zinsdifferenz für sechs wichtige Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1.....	5
Tabelle 3 — Schätzung der Zuwachsrate des Bruttoinlandsproduktes mit Hilfe der Zinsstruktur unter Berücksichtigung von Strukturbrüchen 1979.4 und 1986.2 für sechs Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1.....	7
Tabelle 4 — Ex-Post-Prognosen mit Hilfe der Zinsdifferenz, 1986 bis 1992.....	9
Tabelle 5 — Schätzung der Veränderungsrate des Bruttoinlandsproduktes mit Hilfe alternativer monetärer Indikatoren für sechs Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1.....	12
Tabelle 6 — Vergleich der Indikatoren auf Basis von nonnested Tests.....	13
Tabelle 7 — Prüfungen auf Granger-Kausalität	16

Tabelle 8 — Granger-Tests nach Hsiao	17
Tabelle 9 — Prognosequalität der "optimalen" Modelle.....	19
Übersicht — Bei unterschiedlichen Verfahren empfohlene Indikatoren.....	22
Anhangtabelle 1 — Annahmen für die Konjunkturprognose 1993/94.....	23

VERZEICHNIS DER SCHAUBILDER

Schaubild 1 — Tatsächliche und mit Hilfe der Zinsdifferenz geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.....	24
Schaubild 2 — Tatsächliche und mit Hilfe der Zinsdifferenz prognostizierte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.....	25
Schaubild 3 — Tatsächliche und mit Hilfe verschiedener geldpolitischer Variablen geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.....	26
Schaubild 4 — Tatsächliche und mit Hilfe der "optimalen" Modelle geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.....	27
Schaubild 5 — Tatsächliche und mit Hilfe der "optimalen" Modelle prognostizierte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.....	28
Schaubild 6 — Mit Hilfe der "optimalen" Modelle prognostizierte Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes für die Jahre 1993 und 1994.....	29

INDIKATOREN FÜR DIE KONJUNKTURELLEN WIRKUNGEN DER GELDPOLITIK - EVIDENZ AUS SECHS GROSSEN INDUSTRIELÄNDERN

I. Einleitung

Seit geraumer Zeit gibt es erhebliche Unsicherheiten bei der Beurteilung der Geldpolitik in wichtigen Industrieländern. Dies hängt vor allem damit zusammen, daß sich die Geldmenge, die von den Zentralbanken als Indikator betrachtet wird, in mehreren Ländern nicht entsprechend den Erfahrungen aus der Vergangenheit entwickelte. In der Folge ist wiederholt vorgeschlagen worden, die Zinsdifferenz als Indikator für den konjunkturellen Impuls der Geldpolitik zu verwenden [z.B. Bernanke (1990), Estrella und Hardouvelis (1991), Harvey (1991), Krämer und Langfeldt (1993)]. Hervorgehoben wird vor allem die Eignung der Zinsdifferenz als Prognoseinstrument.

Das vorliegende Arbeitspapier gliedert sich in zwei Hauptabschnitte. Zunächst wird untersucht, wie gut die Zinsdifferenz die konjunkturellen Schwankungen in verschiedenen großen Industrieländern erklären kann (Kapitel II). Dabei bedienen wir uns in Anlehnung an die Literatur eines einfachen Schätzansatzes. Wir finden, daß die Erklärungskraft von Land zu Land sehr unterschiedlich ist und darüber hinaus im Zeitablauf schwankt. Die Prognosequalität einer Schätzung mit Hilfe der Zinsdifferenz ist im allgemeinen unbefriedigend.

Nach diesem Ergebnis schätzen wir für jedes Land ein Modell, das die konjunkturelle Entwicklung besser erklären kann (Kapitel III). Verwendet werden vier geldpolitische Indikatoren - neben der Zinsdifferenz der nominale kurzfristige Zinssatz und die reale Geldmenge in zwei verschiedenen Abgrenzungen. Außerdem wird die Information, die im Bruttoinlandsprodukt der Vergangenheit steckt, durch eine autoregressive Komponente berücksichtigt. Mit den von uns geschätzten Modellen verbessert sich die statistische Anpassung, verglichen mit den zuvor geschätzten einfachen Ansätzen unter Verwendung der Zinsdifferenz, deutlich. Auch die Qualität der Prognose ist spürbar besser.

Die empirische Untersuchung erstreckt sich auf die Vereinigten Staaten, Japan, Deutschland, Frankreich, Italien und das Vereinigte Königreich. Sie erfolgt anhand von Quartalsdaten für den Zeitraum 1976.I bis 1993.I.

II. Die Zinsdifferenz als konjunktureller Frühindikator

1. Die ökonomische Bedeutung der Zinsdifferenz

Im Verlauf der siebziger und achtziger Jahre sind die Notenbanken der großen Industrieländer überwiegend dazu übergegangen, die Entwicklung der Geldmenge zu einer wichtigen Orientierungsgröße für die Geldpolitik zu machen. Sechs der sieben führenden Industrieländer (G-7) benutzen Geldmengenaggregate - in unterschiedlichen Abgrenzungen - als Zwischenziel und veröffentlichen einen Zielbereich für den Geldmengenzuwachs, den sie für angemessen halten und dessen Realisierung angestrebt wird.¹

Bereits in den achtziger Jahren wurde die Zuverlässigkeit der Geldmengen als Indikator für die Wirkung der Geldpolitik in Zweifel gezogen. Dabei wurde zunächst vor allem argumentiert, daß die Geldnachfrage infolge von Innovationen auf den Finanzmärkten nicht stabil sei [z.B. Simpson, 1984]. Nachdem die monetäre Entwicklung am Anfang der neunziger Jahre in wichtigen Ländern erneut den früher gemachten Erfahrungen zuwiderlief², hat sich diese Diskussion verstärkt. Dabei wurde mit Blick auf die Funktion als Indikator für die konjunkturelle Wirkung der Geldpolitik insbesondere die Differenz zwischen einem langfristigen und einem kurzfristigen Zinssatz - die Zinsdifferenz - als eine Alternative genannt. So zeigen Krämer und Langfeldt (1993), daß die Zinsdifferenz die konjunkturelle Entwicklung seit 1980 in Deutschland gut beschreibt: Einer Erhöhung der Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen folgt in der Regel - mit einer Verzögerung von etwa einem Jahr - eine verstärkte Zunahme des Bruttoinlandsprodukts, verringert sich die Zinsdifferenz, schwächt sich die Konjunktur entsprechend ab.

¹ Die als Zwischenziel der Geldpolitik verwendeten monetären Aggregate wurden mehrfach geändert. Zur Zeit wird in Frankreich und in Italien die Geldmenge M2, in Deutschland M3 und im Vereinigten Königreich M4 als Zwischenzielgröße betrachtet. In Japan wird lediglich eine Prognose für die Entwicklung des meistbeachteten Geldmengenaggregats (M2 einschließlich Depositenzertifikate) ein Quartal im voraus gegeben. In den Vereinigten Staaten stand bis vor kurzem die Geldmenge M2 offiziell im Vordergrund der Betrachtung. Zuletzt hat aber die Zentralbank auf die offensichtlich verminderte Aussagefähigkeit des Indikators reagiert und beschlossen, eine Vielzahl von Indikatoren zur Beurteilung der Wirkungen ihrer Politik heranzuziehen [Greenspan, 1993].

² So hat die Geldmenge M2 in den Vereinigten Staaten trotz einer drastischen Senkung der Notenbankzinsen - der Diskontsatz liegt seit Juli 1992 auf dem im historischen Vergleich äußerst niedrigen Niveau von 3 % - bislang nicht zugenommen. Auch in Japan haben sich kräftige Zinssenkungen nicht in einem stärkeren Geldmengenwachstum niedergeschlagen. Andererseits expandiert in Deutschland die monetäre Zielgröße trotz hoher Notenbankzinsen anhaltend stark.

Begründet wird dieser Zusammenhang damit, daß "in der Zinsstruktur Informationen über die Veränderung wichtiger Einflußfaktoren gebündelt verfügbar" sind (Krämer/Langfeldt, 1993, S. 41): Sie spiegelt u.a. den aktuellen Kurs der Geldpolitik wider; die kurzfristigen Zinsen sind direkt von der Zentralbank steuerbar. Hingegen können die langfristigen Zinsen nur sehr indirekt - vor allem über eine Änderung der Erwartung der Wirtschaftssubjekte bezüglich der zukünftigen Inflationsrate - beeinflußt werden. Wird die Zinsdifferenz - z.B. durch eine Erhöhung der kurzfristigen Zinsen - geringer oder sogar negativ, wirkt dies tendenziell dämpfend auf die Ausgabenneigung der Wirtschaftssubjekte. Zum einen verteuert sich die Finanzierung durch kurzfristige Kredite, vor allem aber wird es wegen der relativ verbesserten Rentabilität kurzfristiger Finanzanlagen attraktiver, Investitionen oder Konsumausgaben aufzuschieben. In einer offenen Volkswirtschaft hängt die Zinsstruktur auch von den Kapitalzu- und abflüssen ab, in denen sich z.B. Erwartungen über die Wechselkursentwicklung niederschlagen. Damit repräsentiert die Zinsstruktur auch außenwirtschaftliche Einflüsse auf die Konjunktur.

Gerade weil das Zusammenspiel von Sachkapitalrendite und damit verbundener Kapitalnachfrage, Kapitalangebot, Inflationserwartungen und Zentralbankverhalten, das in der Zinsdifferenz seinen Ausdruck findet, so komplex ist, scheint uns eine empirische Prüfung der Indikatorqualität der Zinsdifferenz notwendig. Insbesondere interessiert uns, ob sich auch für andere große Industrieländer ähnliche Resultate ergeben wie für Deutschland oder die Vereinigten Staaten.

2. Der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und Bruttoinlandsprodukt

Analog zum Vorgehen von Krämer/Langfeldt (1993) und Harvey (1991) schätzen wir zunächst einen einfachen Ansatz, in dem die Zuwachsrate des jeweiligen Bruttoinlandsprodukts³ (y_t) abhängt von der Differenz von langfristigem (r_l) und kurzfristigem (r_k) Zinssatz:⁴

$$(1) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{DIF}_{t-n} + u_t$$

³ Japan: Bruttosozialprodukt.

⁴ Als repräsentative Zinssätze verwenden wir Geldmarktzinssätze und Renditen für langfristige Staatsanleihen, die in den Main Economic Indicators der OECD für die jeweiligen Länder veröffentlicht sind ("Short Term Interest Rates" und "Long Term Interest Rates"). Aus Gründen der Datenverfügbarkeit werden für Japan Geldmarktsätze aus den International Financial Statistics des IMF (Line 60 b) verwendet.

Da geldpolitische Impulse in der Regel mit einer Verzögerung auf die Entwicklung der realen Variablen einwirken, verwenden wir die um n Perioden verzögerte Zinsdifferenz. Analog zu Krämer/Langfeldt ermitteln wir die angemessene Laglänge durch den maximalen Korrelationskoeffizienten zwischen der Wachstumsrate des Inlandsproduktes und der jeweiligen Zinsdifferenz bei den verschiedenen Verzögerungen. Die Korrelationskoeffizienten für die einzelnen Lags finden sich in Tabelle 1. Das Vorzeichen von β_1 ist beim maximalen Korrelationskoeffizienten entsprechend der Erwartung positiv. Die optimale Laglänge beträgt im allgemeinen 3 bis 5 Quartale. Eine Ausnahme bildet Japan. Hier liegt die höchste Korrelation vor, wenn die erklärende Variable lediglich um ein Quartal verzögert wird.

Tabelle 1 — Korrelationskoeffizienten zwischen der Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes und der verzögerten Zinsdifferenz in sechs Industrieländern, 1976.I bis 1993.I.

Verzögerung	Vereinigte Staaten	Japan	Deutschland	Frankreich	Italien	Vereinigtes Königreich
0	0,166	0,236	0,357	0,029	-0,166	0,219
1	0,308	0,322	0,450	0,043	-0,095	0,349
2	0,458	0,295	0,561	0,215	0,014	0,419
3	0,568	0,309	0,580	0,380	0,170	0,483
4	0,619	0,261	0,566	0,480	0,279	0,483
5	0,578	0,321	0,502	0,504	0,291	0,465
6	0,472	0,316	0,323	0,376	0,216	0,414
7	0,398	0,207	0,147	0,203	0,041	0,346
8	0,315	0,044	0,096	0,058	-0,179	0,262

Tabelle 2 enthält die Schätzergebnisse der nach dem Ansatz (1) durchgeführten Regressionen. Die niedrigen R^2 und die niedrigen Werte der Durbin-Watson-Teststatistik (DW) - sie liegen deutlich unter eins - deuten, wie bei einem so einfachen Ansatz zu erwarten, auf Fehlspezifikation hin. Unter diesen Bedingungen ist bei der Interpretation der Resultate Vorsicht geboten.

Die Koeffizienten der Zinsstruktur zeigen durchweg das erwartete Vorzeichen und scheinen statistisch gegen Null gesichert. Ein Anstieg der Zinsdifferenz um einen Prozentpunkt führt nach den vorliegenden Ergebnissen zu einem Anstieg der Zuwachsrates des Bruttoinlandspro-

Tabelle 2 — Schätzung der Zuwachsrates des Bruttoinlandsproduktes mit Hilfe der Zinsdifferenz für sechs wichtige Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1.
 Schätzgleichung [1] $y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{DIF}_{t-i} + u_t$, $i = \text{Verzögerung}$.

Land	Konstante	Koeffizient	Lag	R ²	S.E.	DW	Chow ¹	Wald ²	F-Test ³
Vereinigte Staaten	2,141 (8,7)	0,818 (6,4)	4	0,38	1,95	0,40	9,11*	0,92	9,35
Japan	3,910 (22,6)	0,329 (2,8)	1	0,10	1,23	0,56	1,50	1,32	2,37
Deutschland	1,757 (7,5)	0,651 (5,8)	3	0,34	1,58	0,94	6,51*	1,02	2,08*
Frankreich	1,489 (6,1)	0,658 (4,1)	5	0,25	1,18	0,36	13,14*	20,81*	0,04*
Italien	3,057 (11,2)	0,440 (2,5)	5	0,08	2,07	0,26	8,40*	17,99*	1,94*
Vereinigtes Königreich	1,947 (7,3)	0,458 (4,5)	3	0,23	2,19	0,35	4,58*	23,00*	4,25*

¹Chow-Test auf Strukturbrüche 1979.4 und 1986.2. * = Hypothese der Strukturbrüche kann bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht zurückgewiesen werden. - Wald-Test auf Gleichheit der Parameter β_1 und β_2 in der Gleichung [2] $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 r_k + u_t$. * = Nullhypothese der Parametergleichheit wird zurückgewiesen bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %. - ³F-Test. Test auf $\alpha_1 = 0$ in der Gleichung [2]. * = Nullhypothese kann bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht zurückgewiesen werden. - R² = Bestimmtheitsmaß, S.E. = Standardfehler der Regression, DW = Durbin-Watson Teststatistik, t-Werte in Klammern.

duktes um reichlich 0,3 (Japan) bis reichlich 0,8 (USA) Prozentpunkte. Auch die Konstante ist in allen Fällen signifikant von Null verschieden. Sie ist als Wachstumsrate bei einer Zinsdifferenz von Null zu interpretieren. Allerdings ist das Bestimmtheitsmaß R^2 der Schätzgleichung von Land zu Land sehr unterschiedlich. Es ist am höchsten für die Vereinigten Staaten ($R^2 = 0,38$) und Westdeutschland ($R^2 = 0,42$). Am geringsten ist der Beitrag der Zinsdifferenz zur Erklärung der Sozialproduktentwicklung in Italien ($R^2 = 0,08$).

In Schaubild 1 sind zum Vergleich die tatsächliche und die mit Hilfe der verzögerten Zinsdifferenz geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes für die einzelnen Länder abgebildet.

Um zu prüfen, ob die Zusammenfassung der Information von kurzfristigen und langfristigen Zinsen in der Zinsdifferenz zulässig ist, ist zudem die Regression

$$[2] \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-n} + \alpha_2 r_{t-n} + u_t$$

geschätzt worden. Aus diesem Modell ergibt sich der Ansatz (1), wenn gilt $-\alpha_1 = \alpha_2$. Diese Hypothese ist mit Hilfe eines Wald-Testes auf Parametergleichheit geprüft worden. Sie muß für das Vereinigte Königreich, Frankreich und Italien zurückgewiesen werden. Für das Vereinigte Königreich und Italien kann zudem die Hypothese, daß $\alpha_2 = 0$ gilt - in dem Fall wäre der Beitrag der langfristigen Zinsen zur Erklärung des Bruttoinlandsproduktes nicht statistisch gesichert; man könnte auf die Einbeziehung der langfristigen Zinsen in das Modell verzichten -, nicht zurückgewiesen werden. Für beide Länder scheint also ein Modell, das lediglich die kurzfristigen Zinsen berücksichtigt, eine sinnvolle Alternative zur Betrachtung der Zinsdifferenz zu sein.

Darüber hinaus haben wir das Modell [1] auf Strukturkonstanz getestet. Als Zeitpunkte für mögliche Strukturbrüche sind dabei 1979,4 (zweite Ölpreiskrise) und 1986,2 (Rückgang des Rohölpreises) vorgegeben worden. Die Nullhypothese der Strukturkonstanz muß angesichts der hohen Werte der Chow-Teststatistik durchgehend verworfen werden. Eine erneute Schätzung des Ansatzes unter Berücksichtigung der Strukturbrüche (Tabelle 3) zeigt, daß die Beziehung zwischen Zinsstruktur und der Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes in den meisten Ländern starken Veränderungen unterliegt. Die Konstante weist im allgemeinen signifikante Strukturbrüche auf. Die Wachstumsrate bei einer Zinsdifferenz von Null hat sich also aus hier exogenen Gründen geändert. Auch die geschätzten Koeffizienten der Zinsdifferenz verändern sich in vielen Fällen deutlich. In Italien wechselt der Koeffizient sogar das Vorzei-

Tabelle 3 — Schätzung der Zuwachsrate des Bruttoinlandsproduktes mit Hilfe der Zinsstruktur unter Berücksichtigung von Strukturbrüchen 1979.4 und 1986.2 für sechs Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1.

Land	Periode	Konstante	Koeffizient	R ²	S.E.	DW
Vereinigte Staaten	1976.1 - 1979.4	3,630 (7,9)	0,711 (2,0)	0,22	1,42	1,00
	1980.1 - 1986.2	2,760 (7,1)	1,050 (6,5)	0,65	1,89	0,80
	1986.3 - 1993.1	0,641 (4,1)	0,984 (3,7)	0,36	1,44	0,31
Japan	1976.1 - 1979.4	4,148 (6,8)	0,387 (1,3)	0,10	0,76	1,61
	1980.1 - 1986.2	3,694 (18,8)	0,076 (0,6)	0,02	0,93	1,07
	1986.3 - 1993.1	3,931 (13,3)	0,633 (1,8)	0,11	1,57	0,39
Deutschland	1976.1 - 1979.4	1,479 (1,5)	0,763 (2,5)	0,30	1,09	1,25
	1980.1 - 1986.2	0,842 (3,3)	0,765 (5,0)	0,52	1,26	1,83
	1986.3 - 1993.1	3,006 (8,1)	0,094 (0,4)	0,01	1,60	0,87
Frankreich	1976.1 - 1979.4	3,196 (7,6)	0,157 (0,8)	0,05	0,65	0,85
	1980.1 - 1986.2	0,622 (1,8)	0,615 (3,3)	0,32	0,91	0,87
	1986.3 - 1993.1	1,500 (5,9)	1,057 (5,3)	0,53	0,99	0,41
Italien	1976.1 - 1979.4	5,282 (9,1)	0,783 (3,1)	0,43	2,08	0,60
	1980.1 - 1986.2	2,001 (5,3)	0,348 (1,2)	0,06	1,84	0,36
	1986.3 - 1993.1	2,073 (6,5)	-0,421 (1,6)	0,10	1,12	0,39
Vereinigtes Königreich	1976.1 - 1979.4	1,832 (2,8)	0,303 (1,7)	0,17	1,08	1,94
	1980.1 - 1986.2	1,786 (4,2)	1,182 (4,3)	0,44	2,07	0,65
	1986.3 - 1993.1	3,575 (5,4)	0,931 (3,6)	0,34	2,27	0,26

R²= Bestimmtheitsmaß. S.E. = Standardfehler der Regression. DW = Durbin-Watson-Teststatistik. t-Werte in Klammern.

chen. Der Zusammenhang zwischen Zinsdifferenz und Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts ist darüber hinaus in mehreren Ländern in einzelnen Teilzeiträumen nicht statistisch gesichert, in Japan sogar in allen drei Teilzeiträumen. Auffällig ist auch, daß die Erklärungskraft der Gleichung von Periode zu Periode stark differiert.⁵

3. Konjunkturprognosen mit der Zinsstruktur

Zur Überprüfung der Prognoseeigenschaften des Ansatzes haben wir ex-post Prognosen vorgenommen. Zur Prognose wird die verzögerte Zinsdifferenz herangezogen. Die Länge der Verzögerung entspricht den zuvor ermittelten optimalen Lags. Die Gleichung [1] wurde jeweils bis zum vierten Quartal des Vorjahres geschätzt, dann wurde für die vier Quartale des betrachteten Jahres eine Prognose vorgenommen (Out of Sample).⁶ In Tabelle 4 sind die Ergebnisse zusammengefaßt. Angegeben sind die prognostizierte und die tatsächliche Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts, deren Differenz und der mittlere quadratische Fehler (RMSE). Gemessen am mittleren quadratischen Fehler zeigen sich besonders starke Abweichungen der prognostizierten von der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts ($RMSE > 3$) für die Vereinigten Staaten (1986, 1991), das Vereinigte Königreich (1986, 1987, 1991) und für Deutschland (1990, 1991).

Auffällig ist darüber hinaus, daß das Wachstum in den Vereinigten Staaten fast durchgängig überschätzt wird. Hierin kommt die markante Verringerung der Konstanten für den Zeitraum 1986.2-1992.4 zum Ausdruck, die im Rahmen der getrennten Schätzung für verschiedene Perioden festgestellt wurde. Bemerkenswert ist auch, daß die Prognosefehler im Fall Japans verglichen mit denen für andere Länder verhältnismäßig klein sind, obwohl die Zinsdifferenz nur einen geringen Beitrag zur Erklärung der Konjunktur in Japan leistet. Offenkundig sind die zyklischen Schwankungen in Japan im Zeitraum 1986 bis 1992 so gering gewesen, daß bereits die Fortschreibung des Trends durch die Konstante zu einem relativ geringen Prognosefehler führt.

Wichtig zur Beurteilung der Prognosequalität eines Konjunkturindikators ist insbesondere, ob er in der Lage ist, konjunkturelle Wendepunkte korrekt zu identifizieren. Der Vergleich der mit der oben beschriebenen Methode auf Basis der verzögerten Zinsdifferenz ermittelten Pro-

⁵ Die schlechte Erklärungskraft der Gleichung für Deutschland im Zeitraum 1986.2 bis 1993.1 verbessert sich spürbar ($R^2 = 0,59$), wenn ähnlich wie von Krämer/Langfeldt vorgeschlagen, der exogene Nachfrageschock im Gefolge der deutschen Einigung mit Hilfe einer Dummy-Variablen für die Konstante für den Zeitraum 1989.4 bis 1991.3 berücksichtigt wird.

⁶ Die exogene Reihe wurde bei Bedarf entsprechend der tatsächlichen Entwicklung verlängert.

Tabelle 4— Ex-Post-Prognosen mit Hilfe der Zinsdifferenz, 1986 bis 1992.

Land		86	87	88	89	90	91	92
Vereinigte Staaten	PROGNOSE	6,02	4,31	4,30	3,79	2,15	3,02	4,30
	TATSÄCHLICH	2,92	3,07	3,94	2,54	0,82	-1,15	2,11
	DIFFERENZ	3,10	1,23	0,36	1,25	1,33	4,17	2,19
	RMSE	3,16	1,48	0,58	1,27	1,58	4,23	2,23
Japan	PROGNOSE	4,10	3,83	4,08	4,30	4,27	4,22	4,01
	TATSÄCHLICH	2,68	4,27	6,32	4,79	4,84	4,08	1,54
	DIFFERENZ	1,41	-0,44	-2,24	-0,50	-0,58	0,14	2,47
	RMSE	1,43	0,89	2,29	0,59	0,98	0,88	2,60
Vereinigtes Königreich	PROGNOSE	0,20	1,39	2,12	1,61	0,92	1,16	1,61
	TATSÄCHLICH	4,11	4,78	4,42	2,12	0,54	-2,22	-0,64
	DIFFERENZ	-3,91	-3,39	-2,30	-0,51	0,39	3,38	2,24
	RMSE	4,00	3,40	2,44	0,58	1,38	3,47	2,27
Frankreich	PROGNOSE	2,46	2,11	2,50	2,16	1,38	1,89	1,54
	TATSÄCHLICH	2,52	2,25	4,50	4,26	2,55	0,72	1,35
	DIFFERENZ	-0,06	-0,13	-2,00	-2,09	-1,17	1,16	0,19
	RMSE	0,58	0,40	2,04	2,12	1,25	1,18	0,43
Italien	PROGNOSE	2,10	3,13	4,07	2,94	2,14	1,25	0,93
	TATSÄCHLICH	2,25	2,79	3,34	2,89	3,11	3,01	2,43
	DIFFERENZ	-0,83	-0,88	-1,27	0,40	0,75	1,86	2,07
	RMSE	1,05	0,95	1,40	0,42	0,94	1,89	2,26
Deutschland	PROGNOSE	2,43	2,31	3,03	2,30	0,81	1,64	1,02
	TATSÄCHLICH	2,22	1,42	3,74	3,43	5,08	3,75	1,51
	DIFFERENZ	0,21	0,90	-0,71	-1,13	-4,27	-2,11	-0,49
	RMSE	0,77	0,97	1,25	1,33	4,36	3,39	1,13

RMSE = mittlere quadratische Abweichung.

gnosen für die Jahre 1986 bis 1992 mit dem tatsächlichen Konjunkturverlauf (Schaubild 2) macht deutlich, daß die Zinsdifferenz dieses Kriterium in der Regel nicht erfüllt. Im Falle Japans werden konjunkturelle Schwankungen im gesamten Zeitraum nicht prognostiziert. Ähnliches gilt für Italien. Auch für Frankreich ergibt die Prognose einen recht stetigen Konjunkturverlauf. Allerdings wird die konjunkturelle Tendenz verhältnismäßig gut wiedergegeben. Zu gravierenden Fehlprognosen führt die Orientierung an der Zinsdifferenz im Fall des Vereinigten Königreichs. Hier prognostiziert das Modell zunächst einen allmählichen Anstieg der Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts - aus einer Rezession heraus, die tatsächlich nicht stattfand. Die Konjunktur beschleunigt sich nach der Prognose bis in das Jahr 1989 hinein, tatsächlich bildete sich der Anstieg der Produktion aber bereits seit Anfang 1988 zurück. Auch die schwere Rezession zu Beginn der 90er Jahre konnte mit Hilfe der geschätzten Beziehung zwischen Zinsdifferenz und Sozialproduktentwicklung nicht vorausgesehen werden. Für die Vereinigten Staaten und für Deutschland wird der Konjunkturverlauf während der zweiten Hälfte der achtziger Jahre relativ gut prognostiziert. Allerdings werden die anschließenden kräftigen konjunkturellen Ausschläge - in den Vereinigten Staaten die Rezession und in Deutschland der ausgeprägte Boom im Gefolge der Einigung - nicht vorhergesehen. Vielmehr hätte man bei Betrachtung der Zinsstruktur in den Jahren 1990 und 1991 eine gegenläufige konjunkturelle Entwicklung erwartet.

III. Verschiedene monetäre Konjunkturindikatoren im Vergleich

1. Auswahl der Indikatoren und Regressionsanalyse

Wir haben gesehen, daß die Zinsdifferenz zu einer Erklärung des Konjunkturverlaufes in den sechs großen Industrieländern nur bedingt in der Lage ist. Vor allem unterscheidet sich die Qualität des Indikators von Land zu Land erheblich. Nunmehr wollen wir prüfen, wie die Zinsdifferenz als Orientierungsgröße für den Inputs der Geldpolitik auf die Konjunktur in den einzelnen Ländern im Vergleich mit anderen monetären Indikatoren abschneidet. Untersucht werden alternativ

- die kurzfristigen Nominalzinsen, weil sie direkt von der Notenbank beeinflusst werden und somit unmittelbar den Kurs der Zentralbank spiegeln können;
- die Geldmenge M1, deflationiert mit dem Preisindex des Bruttoinlandsprodukts. Das eng abgegrenzte Geldaggregat - es umfaßt in der Regel Bargeld und Sichteinlagen - steht verschiedenen Untersuchungen zufolge in einem engen Zusammenhang mit der wirtschaftlichen Aktivität [z.B. Scheide 1989];

- die erweiterte Geldmenge (M2, M3 oder M4). Sie ist die Zwischenzielgröße der Notenbanken, auch weil sie eng mit dem Preisniveau zusammenhängt.⁷ Geprüft werden soll, ob eine ähnlich ausgeprägte Beziehung auch zwischen der realen Geldmenge in dieser Abgrenzung und der Produktion besteht.

Für jeden Indikator wird ein Gleichung [1] entsprechender, einfacher Ansatz geschätzt:

$$[3] \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 IN_{t-n} + u_t$$

Darin bezeichnet IN_t den jeweiligen Indikator, alle sonstigen Symbole wie oben. Die Verzögerung n ist jeweils entsprechend dem Vorgehen bei der Herleitung der Schätzgleichung unter Verwendung der Zinsstruktur durch die engste lineare Korrelation festgelegt worden.

In Tabelle 5 sind die Ergebnisse für die Schätzgleichungen der verschiedenen Indikatoren zusammengefaßt. In keinem Fall liegt ein ausreichend hoher DW-Wert vor, so daß immer eine oder mehrere zusätzliche Variable zur Erklärung der Konjunktur herangezogen werden sollten. Die hier untersuchten eindimensionalen Modelle erscheinen ausnahmslos fehlspezifiziert.

Bei diesen Einschränkungen ergibt ein Vergleich des R^2 für die Indikatoren in den einzelnen Ländern, daß zumeist andere Indikatoren die Konjunktur besser erklären können als die Zinsdifferenz. Gemessen am Bestimmtheitsmaß bieten in Frankreich und im Vereinigten Königreich die kurzfristigen Zinsen eine überlegene Alternative. In Italien sind die Geldmengen (insbesondere M1) vorzuziehen. In Japan leistet die Entwicklung der erweiterten Geldmenge den größten Beitrag zur Erklärung der Konjunktur; da die stärkste Korrelation zwischen $M2 + CD$ und BIP ohne Verzögerung der erklärenden Variable vorliegt, ist die Geldmenge allerdings wohl nur bedingt zur Prognose der Wirtschaftsentwicklung geeignet. Lediglich für die Vereinigten Staaten und für Deutschland kann die Zinsdifferenz zur Beurteilung und Prognose der konjunkturellen Entwicklung empfohlen werden. Allerdings gibt es auch hier andere Indikatoren (in den Vereinigten Staaten M2, in Deutschland M1 sowie die kurzfristigen Nominalzinsen), die eine ähnlich gute oder sogar etwas bessere Erklärungskraft aufweisen. In Schaubild 3 sind analog zur Darstellung in Schaubild 1 die tatsächliche und die geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts in den untersuchten Ländern für den - gemessen am R^2 - jeweils besten Indikator abgebildet.

⁷ Vgl. z.B. die empirischen Untersuchungen von Hallman et al. (1991) für die Vereinigten Staaten und Reimers, Tödter (1993) für die Bundesrepublik Deutschland. Quelle der Daten sind wieder die Main Economic Indicators bzw. die International Financial Statistics.

Tabelle 5 — Schätzung der Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts mit Hilfe alternativer monetärer Indikatoren für sechs Industrieländer, 1976.1 bis 1993.1

Land	β_0	β_1	Verzögerung	R^2	S.E.	DW
Vereinigte Staaten						
M1	1,968 (6,8)	0,269 (4,2)	4	0,22	2,18	0,39
M2	0,667 (1,8)	0,598 (6,2)	5	0,39	1,95	0,43
Zinsdifferenz	2,141 (8,7)	0,818 (6,4)	4	0,38	1,95	0,40
kurzfristige Zinsen	6,454 (8,4)	-0,443 (5,4)	4	0,30	2,08	0,31
Japan						
M1	3,860 (19,3)	0,085 (2,3)	0	0,07	1,25	0,55
M2+CD	2,507 (9,3)	0,262 (6,8)	0	0,41	0,99	0,82
Zinsdifferenz	3,910 (22,6)	0,329 (2,8)	1	0,10	1,23	0,56
kurzfristige Zinsen	5,987 (13,8)	-0,289 (4,5)	5	0,24	1,13	0,66
Deutschland						
M1	1,518 (6,9)	0,292 (6,8)	3	0,43	1,43	0,98
M3	1,277 (3,8)	0,368 (4,3)	3	0,23	1,66	0,75
Zinsdifferenz	1,757 (7,5)	0,651 (5,8)	3	0,34	1,58	0,94
kurzfristige Zinsen	5,431 (10,1)	-0,450 (5,7)	4	0,33	1,59	0,88
Frankreich						
M1	2,061 (11,7)	0,196 (2,7)	1	0,12	1,27	0,41
M2	1,413 (5,0)	0,248 (3,3)	1	0,17	1,23	0,47
Zinsdifferenz	1,489 (6,1)	0,658 (4,7)	5	0,25	1,18	0,36
kurzfristige Zinsen	5,764 (10,2)	-0,327 (6,1)	4	0,36	1,09	0,45
Italien						
M1	2,084 (13,5)	0,384 (11,5)	3	0,68	1,17	0,76
M2	2,237 (14,1)	0,398 (10,7)	3	0,64	1,23	0,61
Zinsdifferenz	3,057 (11,1)	0,440 (3,5)	5	0,08	2,08	0,26
kurzfristige Zinsen	8,216 (8,4)	-0,377 (5,7)	4	0,33	1,77	0,31
Vereinigtes Königreich						
M0	2,859 (11,4)	0,490 (7,7)	0	0,47	1,81	0,42
M4	0,837 (2,3)	0,217 (4,4)	0	0,22	2,20	0,32
Zinsdifferenz	1,947 (7,3)	0,458 (4,5)	3	0,23	2,19	0,35
kurzfristige Zinsen	9,451 (8,7)	-0,642 (7,1)	3	0,43	1,88	0,56

Schätzgleichung: $y_t = \beta_0 + \beta_1 IN_{t-n} + u_t$, mit: y_t = Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts, IN = Indikator, n = Verzögerung, R^2 = Bestimmtheitsmaß, S.E. = Standardfehler der Regression, DW = Durbin-Watson Teststatistik, t-Werte in Klammern. Festlegung der Verzögerung siehe Text.

Tabelle 6 — Vergleich der Indikatoren auf Basis von nonnested Tests.

Alternatives Modell	Nullhypothese Zinsdifferenz	Nullhypothese Alternativmodell	Testergebnis
Vereinigte Staaten M1	1,51	4,81*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe M1
M2	5,17*	5,51*	Verwerfe beide Modelle
kurzfr. Zinsen	0,96	3,06*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe kurzfristige Zinsen
Japan M1	1,15	1,92*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe M1
M2*CD	5,90*	0,55	Verwerfe Zinsdifferenz, akzeptiere M3
kurzfr. Zinsen	5,05*	3,53*	Verwerfe beide Modelle
Deutschland M1	2,86*	0,98	Akzeptiere M1, verwerfe Zinsdifferenz
M3	0,20	3,46*	Akzeptiere Zinsdifferenz., verwerfe M3
kurzfr. Zinsen	1,54	2,03*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe kurzfristige Zinsen
Frankreich M1	1,61	3,20*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe M1
M2	4,18*	4,75*	Verwerfe beide Modelle
kurzfr. Zinsen	5,29*	3,87*	Verwerfe beide Modelle
Italien M1	10,50*	1,45	Verwerfe Zinsdifferenz, akzeptiere M1
M2	9,81*	1,82	Verwerfe Zinsdifferenz, akzeptiere M3
kurzfr. Zinsen	5,32*	1,96*	Akzeptiere Zinsdifferenz, verwerfe kurzfristige Zinsen
Vereinigtes Königreich M0	6,74*	3,32*	Verwerfe beide Modelle
M4	7,72*	7,81*	Verwerfe beide Modelle
kurzfr. Zinsen	4,80*	0,19	Verwerfe Zinsdifferenz, akzeptiere kurzfristige Zinsen

*Die Nullhypothese eines von Null verschiedenen Koeffizienten des jeweiligen Alternativmodells kann bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0,05$ nicht zurückgewiesen werden.

Nunmehr sollen die monetären Indikatoren gegeneinander getestet werden. Die Indikatoren sollen als Alternativen betrachtet werden, d.h. es soll z.B. eine Gleichung, in der nur die Zinsdifferenz vorkommt, mit einer verglichen werden, in der nur die Geldmenge verwendet wird. In einem solchen Fall wird von "nonnested models" gesprochen [Judge et al., 1985]. Für diese sind eine Reihe von Testprinzipien vorgeschlagen und zum Teil kontrovers diskutiert worden. Der Ansatz, dem hier gefolgt wird, der sogenannte J-Test [Doran, 1993] läßt sich wie folgt beschreiben: Es sind insgesamt vier Testentscheidungen möglich. Es können beide Modelle akzeptiert, beide Modelle verworfen und ein Modell zugunsten des jeweils anderen verworfen werden. Dazu wird von zwei zu vergleichenden Modellen zunächst eines zur Nullhypothese. Das Alternativmodell wird geschätzt und der Fit der Gleichung bestimmt. Dieser wird dann als zusätzlicher Regressor in die Gleichung der Nullhypothese aufgenommen. Ist der für ihn geschätzte Koeffizient signifikant von Null verschieden, so kann die Nullhypothese nicht akzeptiert werden, da das Alternativmodell einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefert. Der t-Wert des Fits ist somit die Teststatistik des J-Tests. Das Verfahren wird fortgesetzt, indem das Alternativmodell zur Nullhypothese sowie die ursprüngliche Nullhypothese zur Alternative gemacht und die Prozedur wiederholt wird.

Die Prüfungen der Modelle gegeneinander mit Hilfe des beschriebenen Verfahrens bestätigen im großen und ganzen die Hierarchie, die sich bei einem Vergleich der statistischen Anpassung ergibt. Tabelle 6 zeigt beispielhaft die Prüfungen des Modells [1] gegen Modelle unter Verwendung von M1, beziehungsweise der erweiterten Geldmenge oder der kurzfristigen Zinsen. Für die Vereinigten Staaten wird die Zinsdifferenz zwei Alternativen vorgezogen. Lediglich beim Vergleich mit M2 müssen beide Modelle verworfen werden, d.h. keines ist überlegen. Für Japan wird zwar die Zinsdifferenz der Geldmenge M1 vorgezogen, sie ist als Erklärungsansatz aber der Geldmenge M2+CD unterlegen. Im Vergleich mit den kurzfristigen Zinsen müssen beide Modelle verworfen werden. Im Vereinigten Königreich bestätigt der Test den Eindruck, den bereits die Betrachtung des R^2 der Gleichung erweckt: Die kurzfristigen Zinsen bieten ein deutlich besseres Modell als die Zinsdifferenz. In Frankreich kann dagegen auf Basis dieses Testverfahrens keine eindeutige Entscheidung getroffen werden. In Italien erweisen sich die Geldmengenaggregate als der Zinsdifferenz überlegen. Insgesamt wird das Ergebnis bestätigt, das man durch einen Vergleich der statistischen Anpassung erhält.

2. Granger-Kausalitätstests

Die bisherigen Analysen beruhen auf Methoden mit einer nur sehr einfachen Berücksichtigung dynamischer Zusammenhänge. Es ist daher sinnvoll, die Ergebnisse auch mit stärker zeitreihenanalytisch orientierten Verfahren zu überprüfen. Wir haben dazu Tests auf Granger-Kausalität durchgeführt.

Der Ansatz läßt sich wie folgt beschreiben: eine Zeitreihe X ist kausal im Sinne von Granger für Y , wenn X zusätzlich zum autoregressiven Prozeß von Y zur Prognose von Y beitragen kann [Granger, 1969]. Zur Überprüfung dieser Hypothese wird eine Gleichung der Form

$$[4] \quad Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^s \beta_i X_{t-i} + u_t$$

geschätzt und geprüft, ob alle Koeffizienten β_i gleich Null sind. Kann diese Hypothese zurückgewiesen werden, wird davon ausgegangen, daß X Granger-kausal für Y ist. Häufig stellt sich das Problem, daß die Ergebnisse der Prüfungen stark von der Wahl der Laglängen s_1 und s_2 abhängen. Entsprechend dem üblichen Vorgehen [Judge et al. (1988), S. 768 ff.] legen wir die Laglängen als gleichlang fest ($s_1 = s_2$), und berechnen den Final Prediction Error (FPE) für Gleichungen mit bis zu 6 Verzögerungen.

$$[5] \quad FPE = \frac{T + s_1 + s_2}{T} \bar{s}^2,$$

wobei \bar{s}^2 die Varianz der Schätzung und T die Stichprobenlänge ist [Vgl. Judge et al., 1985, S. 243 f.]. Die Prüfung auf Granger-Kausalität wird dann zu der Laglänge mit dem minimalen FPE durchgeführt.⁸

Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 zusammengefaßt. Für alle Länder findet sich mindestens ein monetärer Indikator, der als Granger-kausal für das Inlandsprodukt angesehen werden muß, für Japan und für Frankreich gilt dies allerdings lediglich bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0,1$. Für die USA ist der Einfluß der Zinsdifferenz und der kurzfristigen Zinsen bei

⁸ Dieses Vorgehen unterstellt einmal, daß die zur Prüfung herangezogenen Wachstumsraten stationär sind und das außerdem keine Kointegrationsbeziehungen zwischen den Niveaus der Variablen bestehen. Das erste Kriterium erscheint überwiegend unproblematisch. Dagegen wird - insbesondere hinsichtlich der Geldmengenaggregate - von Kointegrationsbeziehungen auszugehen sein, was jedoch angesichts ihrer Eindeutigkeit die Ergebnisse nicht wesentlich verändern sollte.

einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 nicht zurückzuweisen. Die Geldmengenaggregate sind dagegen nur bei einer höheren Irrtumswahrscheinlichkeit als Granger-kausal anzusehen. Für Japan zeigen die kurzfristigen Zinsen und die erweiterte Geldmenge (M2 + CD) einen Einfluß auf das Sozialprodukt. Für das Vereinigte Königreich ist die Nullhypothese der Nicht-Granger-Kausalität nur für M4 nicht zurückzuweisen. Für Frankreich kann bei der Zinsdifferenz und den kurzfristigen Zinssätzen von einer Granger-Kausalität ausgegangen werden. Für Italien bestätigt auch diese Prüfung die erhebliche Bedeutung der Geldmengenaggregate. Sowohl bei M1 wie bei M2 liegt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 % Granger-Kausalität vor. Für die Bundesrepublik Deutschland schließlich zeigt lediglich M3 keine Granger-kausale Beeinflussung des Inlandsproduktes.

Tabelle 7 — Prüfungen auf Granger-Kausalität

		DIF	r_k	M1 ¹	M2 ²
Vereinigte Staaten	FPE	1,202 (2)	1,123 (5)	1,283 (2)	1,309 (2)
	F-Wert	5,404**	4,264**	3,127*	2,483*
Japan	FPE	0,763 (5)	0,760 (1)	0,742 (5)	0,703 (5)
	F-Wert	1,042	3,921*	1,368	2,024*
Deutschland	FPE	1,771 (2)	1,659 (2)	1,650 (4)	1,870 (4)
	F-Wert	5,183**	7,594**	3,729**	1,677
Frankreich	FPE	0,472 (6)	0,532 (3)	0,597 (1)	0,595 (1)
	F-Wert	3,177**	2,194*	1,245	1,433
Italien	FPE	0,761 (5)	0,708 (6)	0,547 (6)	0,579 (6)
	F-Wert	1,652	1,852	4,801**	4,084**
Vereinigtes Königreich	FPE	1,649 (1)	1,564 (1)	1,554 (6)	1,732 (5)
	F-Wert	7,452**	11,328**	3,243**	1,592

¹UK: M0. — ²Erweiterte Geldmenge: USA, Italien, Frankreich: M2; Japan: M2 + CD; Deutschland M3, UK: M4. — *: Granger-kausal bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %. — **: Granger-kausal bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %. — In Klammern: Anzahl der Lags.

Im folgenden wollen wir prüfen, ob ein Indikator zur Prognose ausreicht oder ob eine Kombination aus unterschiedlichen monetären Indikatoren signifikant bessere Prognoseeigenschaften besitzt. Hierzu wählen wir für jedes Land den Zinsindikator und den Geldmengenindikator mit dem jeweils geringsten Final Prediction Error im obigen Test auf Granger-Kausalität. Nun wird eine Prüfung auf Granger-Kausalität nach Hsiao [1979] durchgeführt.

Hsiao geht davon aus, daß im Ansatz (5) die Laglängen s_1 und s_2 nicht a priori gleichgesetzt werden sollten. Vielmehr ist das Modell mit der optimalen Kombination von Laglängen heranzuziehen. Das Kriterium zur Bestimmung des optimalen Modells ist der minimale Final Prediction Error. Um die Anzahl der zu berechnenden Regressionen zu vermindern, schlägt Hsiao ein zweistufiges Verfahren vor: Zunächst ist der minimale FPE bei univariater Darstellung zu ermitteln, d.h. Y hängt nur vom autoregressiven Prozeß Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots usw. ab. Dann wird eine zweite Reihe X mit verschiedenen Verzögerungen in die Gleichung aufgenommen. Kann durch die Hinzunahme der zweiten Reihe kein niedrigerer FPE erreicht werden, so ist die Hypothese der Granger-Kausalität abzulehnen. Ansonsten ist X Granger-kausal zu Y, wobei die optimale Laglänge durch den niedrigsten FPE der bivariaten Darstellung festgelegt ist.

Tabelle 8 — Granger-Tests nach Hsiao
Optimales Modell, gemessen am Final Prediction Error

		Univariat	Bivariat	Trivariat
Vereinigte Staaten	Variable	BIP (2)	+ M2 (1)	+ DIF (5)
	FPE	1,331	1,270	1,139
Japan	Variable	BIP (5)	+ M2 + CD (1)	-
	FPE	0,714	0,654	
Deutschland	Variable	BIP (5)	+ M1 (1)	-
	FPE	1,941	1,687	
Frankreich	Variable	BIP (5)	+ DIF (6)	-
	FPE	0,513	0,448	
Italien	Variable	BIP (6)	+ M1 (6)	-
	FPE	0,711	0,547	
Vereinigtes Königreich	Variable	BIP (5)	+ r_k (1)	+ MD (5)
	FPE	1,688	1,487	1,465

FPE = Final Prediction Error. BIP = Bruttoinlandsprodukt. r_k = kurzfristiger Zinssatz.
DIF = Zinsdifferenz. —In Klammern: Anzahl der Lags.

Dieses Verfahren kann auf den Fall mit drei Variablen erweitert werden. Hierbei wird zu der bivariaten Darstellung mit dem niedrigsten FPE eine weitere Variable hinzugenommen und geprüft, ob sich bei irgendeiner Verzögerung ein noch niedrigerer FPE einstellt. Ist dies der Fall, so ist ein Modell mit nur einem Indikator als unzureichend anzusehen. Weil das Ergeb-

nis sensitiv gegen eine Veränderung der Reihenfolge sein kann, mit der die Variablen berücksichtigt werden, wird diese umgekehrt, und es wird erneut geprüft. Die bei diesem Vorgehen gefundenen - gemessen am Final Prediction Error - "optimalen" Modelle sind in Tabelle 8 aufgeführt.

Es zeigt sich, daß für die USA sowohl M2 als auch die Zinsdifferenz zur Prognose des Bruttoinlandsprodukts herangezogen werden sollten. Für Japan ergibt sich der geringste FPE, wenn nur die Geldmenge M2+CD verwendet wird. Für das Vereinigten Königreich sollten sowohl die Geldmenge M0 als auch die kurzfristigen Zinsen zur Erklärung der Konjunktur herangezogen werden. Die Verzögerung der kurzfristigen Zinsen ist dabei deutlich geringer als die der Geldmenge. Für Frankreich zeigt sich, daß die alleinige Berücksichtigung der Zinsdifferenz den FPE minimiert, eine zusätzliche Verwendung der Geldmenge M1 in der Schätzgleichung vermag die Prognosequalität nicht zu verbessern. Im Falle Italiens wird erneut deutlich, daß die Geldmenge (M1) die konjunkturelle Entwicklung stark beeinflusst. Hingegen bringt eine zusätzliche Berücksichtigung der besten Zinsvariablen (i_k) keine Verbesserung der Prognosequalität der Gleichung. Für Deutschland muß nach dem verwendeten Kriterium die Geldmenge M1 als bester monetärer Indikator gelten. Zwar ist auch die Zinsdifferenz Granger-kausal für die konjunkturelle Entwicklung, jedoch kann mit einer Kombination aus M1 und Zinsdifferenz kein kleinerer FPE als bei einem Modell nur mit M1 erzielt werden.

3. Prognoseeigenschaften der "optimalen" Modelle

Eine Darstellung der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts und des - unter Verwendung der mit der Methode von Hsiao ermittelten optimalen Modelle - geschätzten Konjunkturverlaufs (Schaubild 4) macht deutlich, daß sich der Fit im Vergleich mit den einfachen Ansätzen (Schaubild 1 und Schaubild 3) stark verbessert. In den Zeiträumen, in denen die geschätzte konjunkturelle Entwicklung der tatsächlichen mit deutlicher Verzögerung folgt - besonders augenfällig im Falle Deutschlands in der Zeit des Einigungsbooms 1990/91 - liegt dies allerdings wohl vor allem an der zusätzlichen Information, die über den autoregressiven Prozeß Verwendung findet. Bemerkenswert ist zudem, daß die Erklärungskraft der monetären Indikatoren in jüngster Zeit in einigen Fällen - vor allem in Italien und in Frankreich - schwächer zu sein scheint als in der Vergangenheit.

Um die Prognosequalität der Gleichungen zu prüfen, haben wir ex post-Prognosen (Out of Sample) für die Jahre 1986 bis 1992 vorgenommen. Analog zu dem Vorgehen in Abschnitt 3

wird das Modell für den Zeitraum bis zum Ende des Vorjahres (z.B. 1991.4) geschätzt und auf Grundlage der so erhaltenen Parameter die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts im betrachteten Jahr (hier: 1992) prognostiziert.

Tabelle 9 — Prognosequalität der "optimalen" Modelle

	Vereinigte Staaten	Japan	Deutschland	Frankreich	Italien	Vereinigtes Königreich
RMSE (DIF)	2,08	1,38	1,74	1,14	1,27	2,51
RMSE (OPT)	1,65	1,19	1,49	0,76	0,96	1,79
THEIL	0,79	0,86	0,85	0,67	0,76	0,71

RMSE (DIF) = Mittlere quadratische Abweichung der Prognosen mit Hilfe der Zinsdifferenz. RMSE (OPT) = mittlere quadratische Abweichung der Prognosen mit Hilfe der "optimalen" Modelle. –
 THEIL = Theilscher Ungleichheitskoeffizient, definiert als $\text{Theil} = \frac{\text{RMSE (DIF)}}{\text{RMSE (OPT)}}$

In Schaubild 5 ist die tatsächliche und die unter Verwendung der jeweils "optimalen" Modelle prognostizierte Konjunktorentwicklung abgebildet. Die konjunkturellen Ausschläge, die bei Betrachtung der Modellergebnisse erwartet werden, sind im allgemeinen größer als jene, die prognostiziert werden, wenn lediglich die Zinsdifferenz zur Ableitung der Prognose berücksichtigt wird (Schaubild 2). Dabei wird der Konjunkturverlauf insgesamt besser antizipiert. Dies wird am Theilschen Ungleichheitskoeffizienten deutlich (Tabelle 9). Er ist definiert als das Verhältnis des mittleren quadratischen Fehlers der Prognosen mit Hilfe der Zinsdifferenz zu dem mittleren quadratischen Fehler der Prognosen mit den "optimalen" Modellen [OECD (1993)]. Ist dieses Verhältnis kleiner als eins - und dies ist in jedem Fall so - ist der mittlere Prognosefehler des "optimalen" Modells geringer als der des einfachen Zinsstrukturansatzes; die Prognosen der "optimalen" Modelle sind also überlegen.

Gleichwohl zeigt sich, daß eine Konjunkturprognose, die sich ausschließlich aus den von den hier verwandten Indikatoren angezeigten Wirkungen der Geldpolitik ableitet, zu gravierenden Fehleinschätzungen führen kann. So wird der Boom in Deutschland nicht vorhergesehen. Dieser war durch den einigungsbedingten Nachfrageschub verursacht; von der Geldpolitik war eher eine konjunkturelle Abschwächung angelegt. Auch die erhebliche Wachstumsabschwächung in Italien, die 1990 einsetzte, kann nach diesen Ergebnissen nicht in erster Linie durch die Geldpolitik erklärt werden. Sie wirkte - gemessen an der Entwicklung von M1 -

nicht restriktiv. Hingegen wird die konjunkturelle Tendenz in Frankreich, in Japan und im Vereinigten Königreich relativ zutreffend vorhergesehen. Freilich wird die Stärke der Abschwächung in Japan zu gering und die des Aufschwungs im Vereinigten Königreich deutlich zu kräftig eingeschätzt. Bei den Prognosen für die Vereinigten Staaten ist auffällig, daß die Zeitpunkte für die konjunkturelle Wende nicht korrekt prognostiziert werden. Man erwartete aufgrund des Modells eine konjunkturelle Verlangsamung erst Mitte 1989, tatsächlich ging der Anstieg des Bruttoinlandsprodukts bereits im Jahre 1988 zurück. Einen Aufschwung hätte man bei Betrachtung der Geldpolitik bereits für das Jahr 1990 und - nochmals - 1991 prognostiziert, real begann sich die amerikanische Wirtschaft erst im Verlauf des Jahres 1991 allmählich aus der Rezession zu lösen. Hingegen wird für das Vereinigte Königreich der Zeitpunkt der konjunkturellen Wende getroffen.

Mit den Modellen wurden auch Prognosen des realen Bruttoinlandsproduktes für den weiteren Verlauf des Jahres 1993 und 1994 erstellt. Die Datenbasis der Schätzung umfaßt dabei jeweils das erste Quartal 1993. Weiter ist es erforderlich, Annahmen über die exogenen Reihen und damit über die zukünftige Geldpolitik zu treffen. Die von uns unterstellte Entwicklung findet sich in Anhangtabelle 1. Für die Vereinigten Staaten und das Vereinigte Königreich haben wir unterstellt, daß sich die Geldpolitik in etwa so verhält wie im bisherigen Verlauf des Jahres 1993. In Japan, in der Bundesrepublik und in Italien, später auch in Frankreich nehmen wir einen zunehmend expansiveren Kurs der Geldpolitik an.

Die Ergebnisse der Prognose finden sich in Schaubild 6. Es ergibt sich für die Vereinigten Staaten und für das Vereinigte Königreich eine Fortsetzung des Aufschwungs. In den übrigen Ländern wird danach die Rezession allmählich abklingen. Auffällig sind die Stärke des prognostizierten Aufschwungs im Vereinigten Königreich und die Tiefe der prognostizierten Rezession in Frankreich. Die oben geschilderten Erfahrungen aus den ex-post-Prognosen lassen vermuten, daß der autoregressive Prozeß die zu erwartende Entwicklung überzeichnet. Der Prognostiker sollte daher stets bemüht sein, ökonometrische Modellrechnungen durch sein ökonomisches Urteil zu ergänzen.

IV. Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen

Die Untersuchungen der konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik haben gezeigt, daß die vielfach vorgeschlagene Orientierung an der Zinsdifferenz in den meisten Ländern zu unbefriedigenden Ergebnissen führt. In einer weitergehenden Analyse werden für die sechs betrachteten Industrieländer - Vereinigte Staaten, Japan, Deutschland, Frankreich, Italien und

Vereinigtes Königreich - die Zinsdifferenz, die kurzfristigen Zinsen sowie die reale Geldmenge in einer engen und einer weiten Abgrenzung als mögliche Indikatoren der Geldpolitik verglichen. Es zeigt sich, daß die Indikatoren in den einzelnen Ländern sehr unterschiedliche Relevanz zu haben scheinen. Entsprechend sind in den anschließend geschätzten Modellen, die mittels stärker zeitreihen-analytisch ausgerichteter Verfahren ermittelt wurden und mehrere geldpolitische Variablen als Argumente enthalten können, die verwendeten Indikatoren jeweils verschieden. In der Übersicht sind die bei verschiedenen Auswahlkriterien empfohlenen Indikatoren und die von uns ermittelten "optimalen" Modelle zusammengestellt. Diese Modelle beschreiben die tatsächliche konjunkturelle Entwicklung - auch wegen der Berücksichtigung einer autoregressiven Komponente - erheblich besser als die einfachen Ansätze z.B. unter Verwendung der Zinsstruktur. Auch ist die Qualität von Prognosen gesteigert.

Es gibt aus theoretischer Sicht keine befriedigende Erklärung dafür, warum die Indikatoren die Wirkung der Geldpolitik in den betrachteten Ländern so unterschiedlich widerspiegeln. Zu dem Ergebnis trägt möglicherweise bei, daß die Zentralbanken verschiedene Zielfunktionen haben oder daß es Differenzen in ihrem Mitteleinsatz gibt, auch können Unterschiede in den institutionellen Gegebenheiten auf den Finanzmärkten maßgeblich sein. Für den Konjunkturanalytiker ist es indes vordringlich zu wissen, welche Variablen besondere Beachtung verdienen, insbesondere wenn die Indikatoren widersprüchliche Informationen über den geldpolitischen Impuls vermitteln. Hier kann die Betrachtung der Beziehungen in der Vergangenheit wertvolle Hinweise geben.⁹

⁹ Freilich ist zu beachten, daß es möglich ist, daß am aktuellen Rand die Beziehung zwischen dem Indikator und der wirtschaftliche Aktivität gestört ist. Dies kann kurzfristig wegen des Auftretens von Sonderfaktoren der Fall sein, es kann aber der Zusammenhang auch auf mittlere Sicht zusammengerochen sein. Letzteres gilt allem Anschein auch für die Beziehung zwischen der Geldmenge M2 und dem Bruttoinlandsprodukt in den Vereinigten Staaten [Scheide (1993)].

Übersicht — Bei unterschiedlichen Verfahren empfohlene Indikatoren

Verfahren	Einfach- regression	Nonnested Tests	einfacher Granger-Test	Granger Test nach Hsiao
Land	max. R^2 (Lag)		min FPE (Lag)	min. FPE (Lags)
Vereinigte Staaten	M2 (5)	DIF, M2	DIF (2)	BIP, DIF, M2 (2,5,1)
Japan	M2 + CD (0)	M2 + CD	M2+CD(5)	BIP, M2 + CD (5,1)
Deutschland	M1 (3)	M1	M1 (4)	BIP, M1, (5,1)
Frankreich	r_k (4)	DIF, r_k , M2	DIF (6)	BIP, DIF (5,6)
Italien	M1 (3)	M1, M2	M1 (6)	BIP, M1 (6,6)
Vereinigtes Königreich	M0 (0)	r_k	M0 (6)	BIP, r_k , M0 (5,1,5)

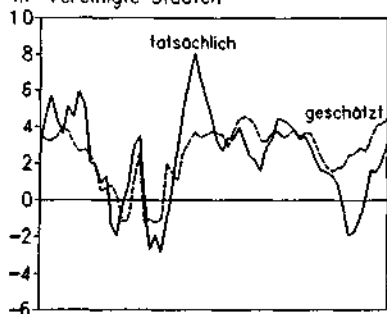
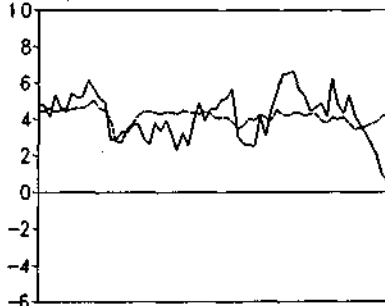
Zum Schluß ist es wichtig zu betonen, daß sich die Untersuchung nur auf den Zusammenhang zwischen Geldpolitik und Konjunktur bezieht. Ziel war es, unter mehreren Indikatoren diejenigen zu identifizieren, die sich für die Prognose der konjunkturellen Entwicklung am besten eignen. Tatsache ist, daß die Notenbanken immer wieder versuchen, die Konjunktur auch mit Hilfe der hier untersuchten Indikatoren zu steuern. Die Erfahrung zeigt aber, daß ihnen dies nicht gelingt; vielfach werden konjunkturelle Schwankungen durch die Geldpolitik ausgelöst oder verstärkt, wenn sie versucht, Einfluß auf die Produktion zu nehmen. Wir würden den Notenbanken nicht nahelegen, die Indikatoren so zu manipulieren, daß die Konjunktur in einer gewünschten Weise verläuft. Die Hauptaufgabe der Notenbanken sollte vielmehr darin bestehen, das Preisniveau zu stabilisieren. Sie können das am besten tun, indem sie eine vorangekündigte, stetige Politik verfolgen.

Anhangtabelle 1 — Annahmen für die Konjunkturprognose 1993/94

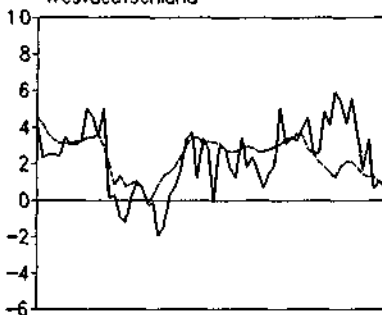
	US			Japan	Deutschland			Frankreich		Italien	UK	
	M2 _r	i _k	i _L	M2+CD _r	M1 _r	i _k	i _L	i _k	i _L	M1 _r	M0 _r	i _k
1992	-2,0	4,1	7,7	0,1	0,1	9,6	8,0	10,1	9,0	2,6	-4,7	10,6
2	-2,4	3,9	7,8	1,1	2,1	9,8	8,1	10,0	9,0	4,9	-2,5	10,2
3	-2,0	3,3	7,2	-2,1	1,5	9,7	8,1	10,6	9,4	2,5	-1,7	10,2
4	-2,1	3,4	7,3	-1,9	7,1	9,0	7,4	10,7	8,6	-0,7	0,2	7,6
1993	-3,6	3,1	6,9	-1,8	6,1	8,3	6,9	11,8	8,0	1,2	2,9	6,4
2	-3,0	3,1	6,6	0,5	6,0	7,7	6,7	8,0	7,5	0,0	2,6	6,0
3	-1,2	3,2	6,6	1,0	5,0	6,6	6,4	7,8	7,6	0,3	2,5	5,9
4	0,0	3,2	6,5	1,5	2,0	6,0	6,2	6,0	7,2	0,5	2,5	5,6
1994	1,0	3,2	6,4	1,8	4,2	5,5	6,0	6,0	7,0	1,0	2,6	5,3
2	1,5	3,3	6,5	2,2	5,0	5,2	6,0	6,0	6,6	1,5	1,5	5,3
3	2,0	3,5	6,5	2,5	5,5	4,8	5,8	5,5	6,5	1,8	1,5	5,5
4	2,0	4,0	6,6	2,5	5,9	4,5	5,7	5,0	6,5	2,5	1,5	5,5

Schaubild 1

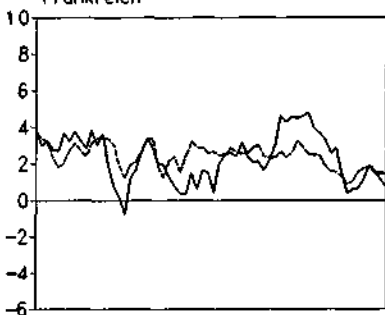
Tatsächliche und mit Hilfe der Zinsdifferenz geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts

vH¹ Vereinigte StaatenvH¹ Japan²

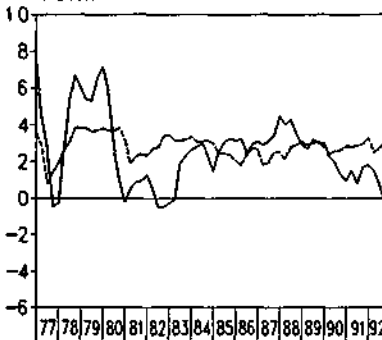
Westdeutschland



Frankreich



Italien



Vereinigtes Königreich

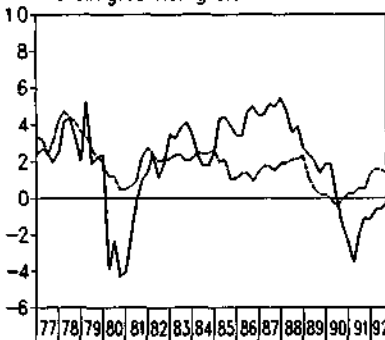
¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH. - ² Bruttosozialprodukt.

Schaubild 2

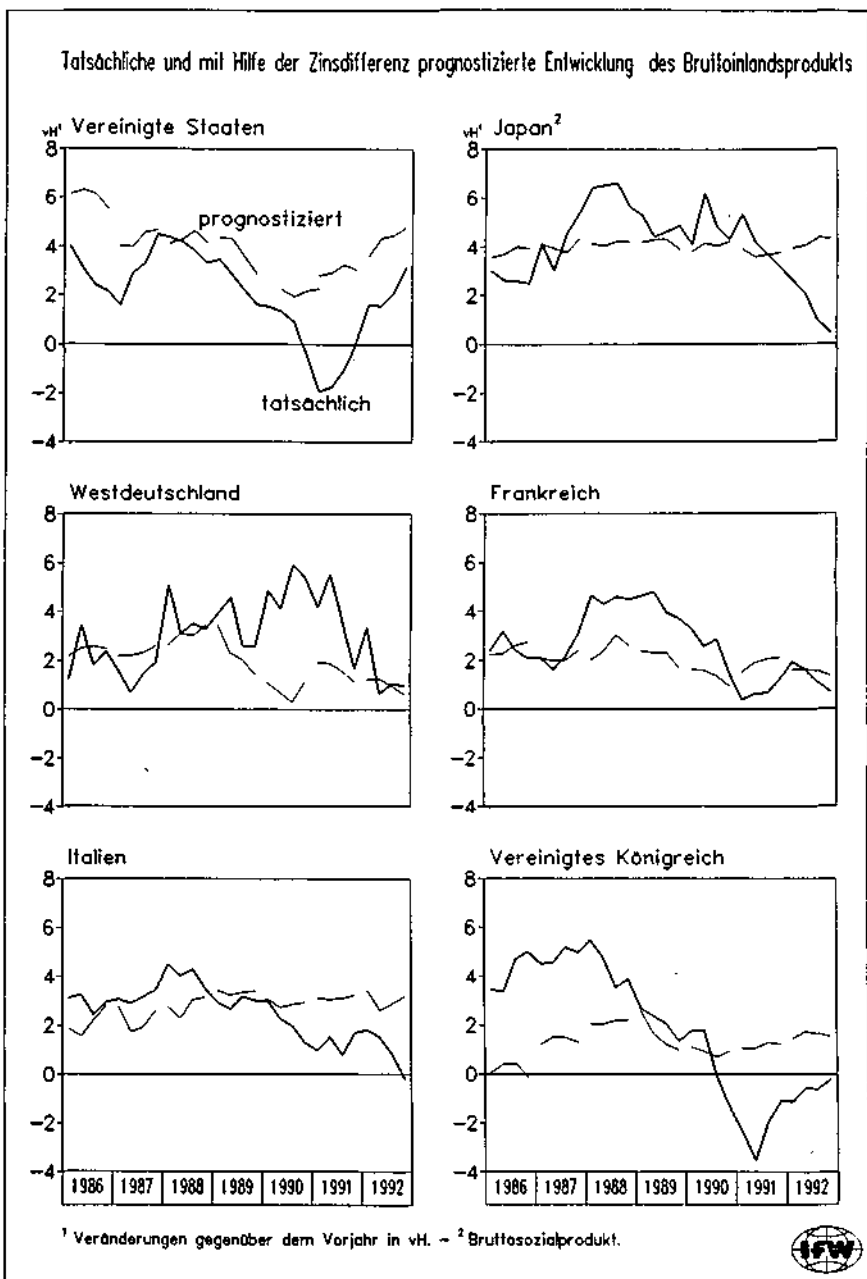
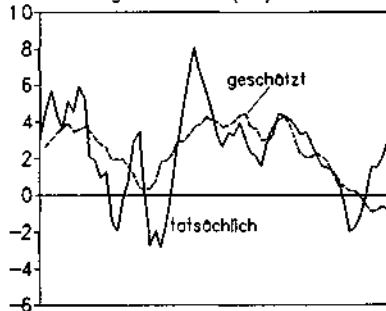


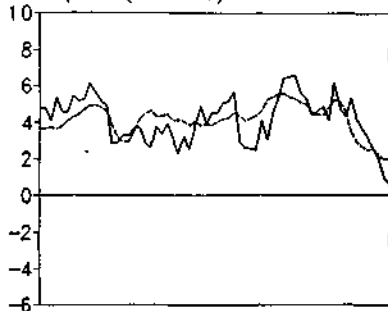
Schaubild 3

Tatsächliche und mit Hilfe verschiedener geldpolitischer Variablen geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts

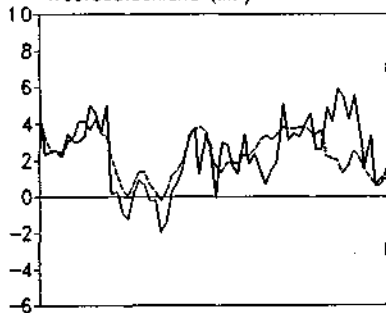
vH¹ Vereinigte Staaten (M2)



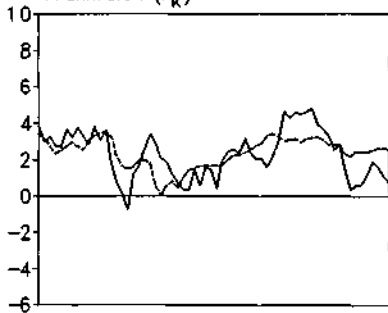
vH¹ Japan² (M2 + CD)



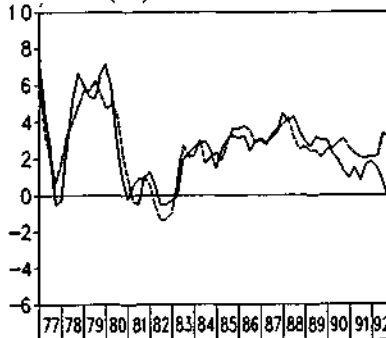
Westdeutschland (M1)



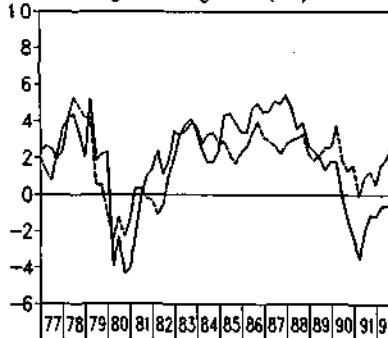
Frankreich (r_k)



Italien (M1)



Vereinigtes Königreich (M0)



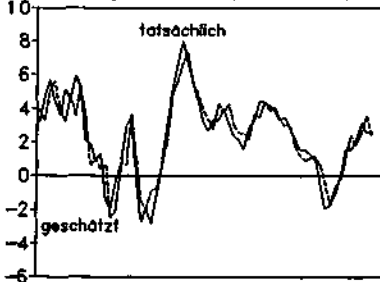
In Klammern: erklärende Variable.

¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH. - ² Bruttoinlandsprodukt.

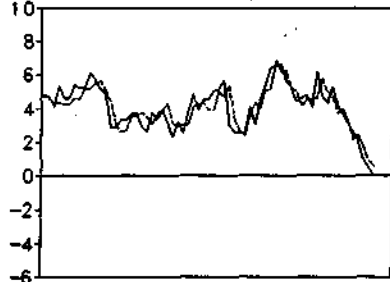
Schaubild 4

Tatsächliche und mit Hilfe der "optimalen" Modelle geschätzte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts

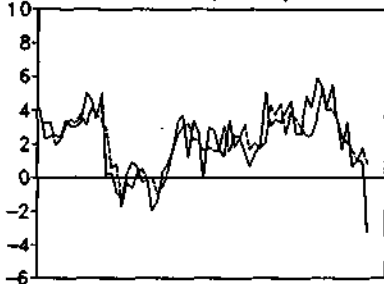
vH¹ Vereinigte Staaten (BIP, DIF, M2)



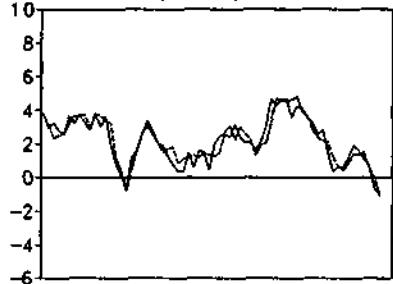
vH¹ Japan² (BSP, M2+CD)



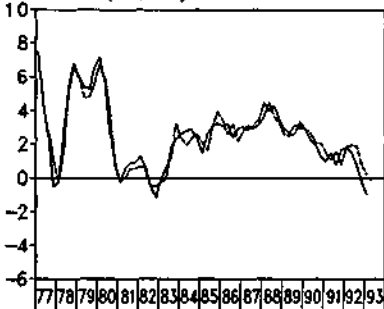
Westdeutschland (BIP, M1)



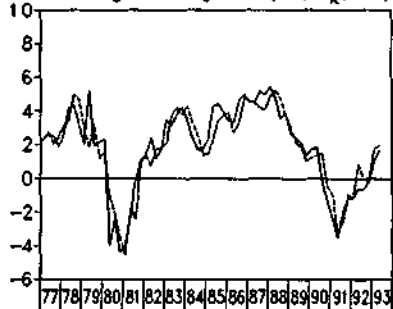
Frankreich (BIP, DIF)



Italien (BIP, M1)



Vereinigtes Königreich (BIP, r_k, M0)

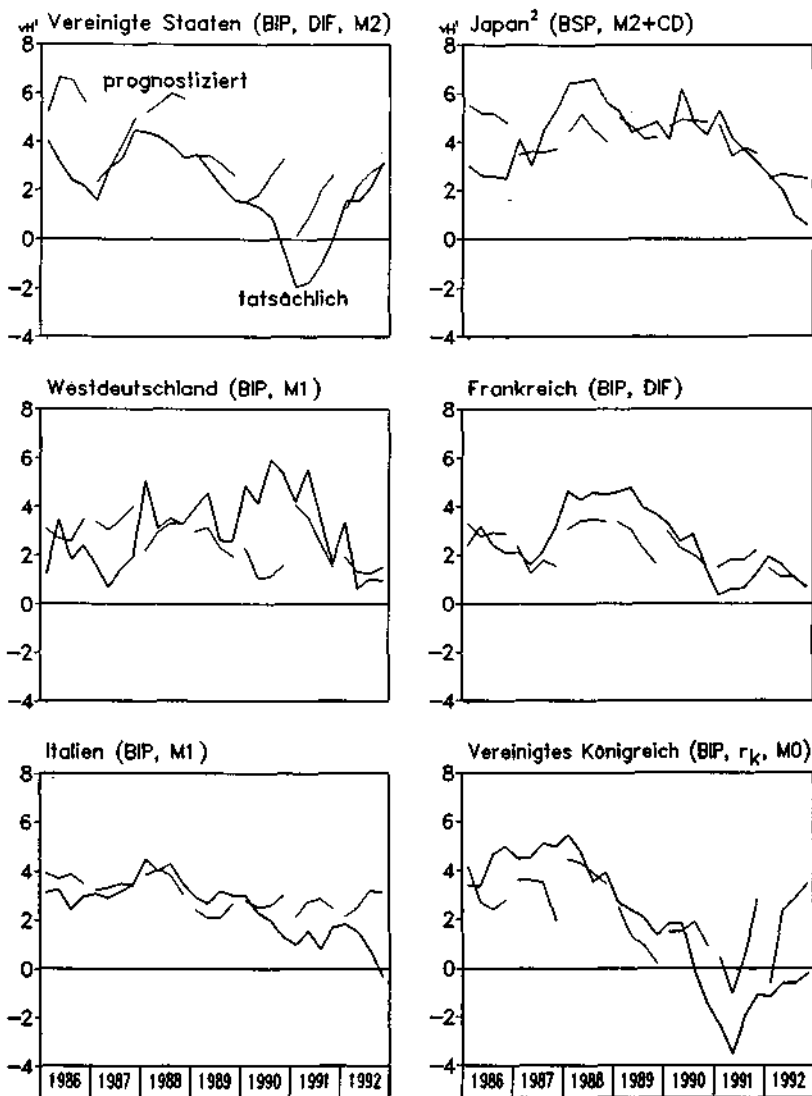


In Klammern: Argumente der Schätzgleichungen.

¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH. - ² Bruttosozialprodukt.

Schaubild 5

Tatsächliche und mit Hilfe der "optimalen" Modelle prognostizierte Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts

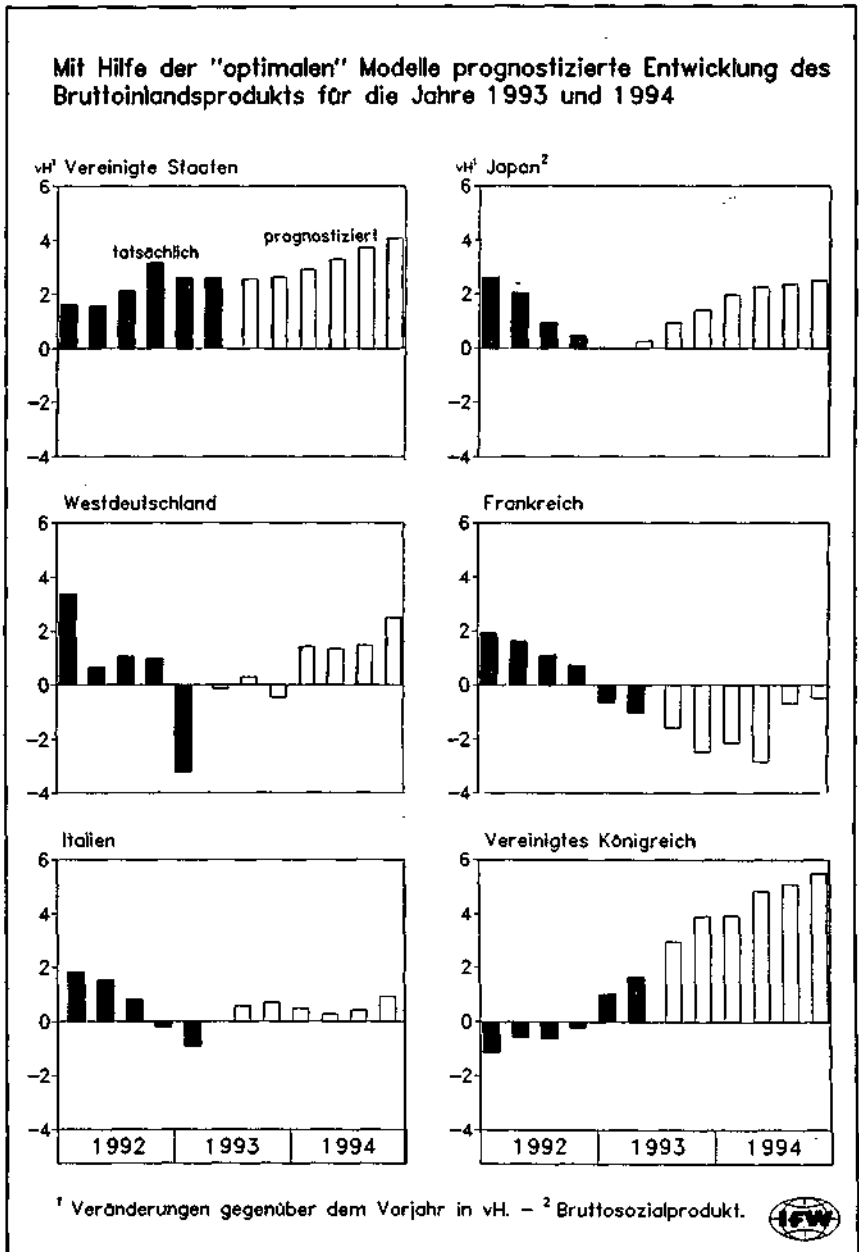


In Klammern: Argumente der Schätzgleichungen.

¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH. - ² Bruttonozialprodukt.



Schaubild 6



LITERATURVERZEICHNIS

- BERNANKE, Ben S., "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads". *New England Economic Review*, November/December 1990, S. 51-68.
- ESTRELLA, Arturo, Gikas H. HARDOUVELIS, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity". *The Journal of Finance*, Vol. XL VI, Nr. 2, Juni 1991, S. 555-576.
- DÖPKE, Jörg, Klaus-Jürgen GERN, Klaus-Werner SCHATZ, Joachim SCHEIDE, Ralph SOLVEEN: "Geldpolitik in den Industrieländern auf Anregung der Konjunktur bedacht". *Die Weltwirtschaft*, 1993, Heft 3, in Vorbereitung.
- DORAN, Howard, "Testing Non-nested Models". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75 (1993), S. 95-103.
- GREENSPAN, Harry J., Testimony to the Sub-Committee on Economic Growth and Credit Formation of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs of the House of Representatives on 7/20/93. In: Bank of International Settlements, BIS Review No. 137, 1993.
- GRANGER, Clive W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Spectral Methods". *Econometrica*, Vol. 37 (1969), S. 24-36.
- HALLMAN, Jeffrey J., Richard D. PORTER, David H. SMALL, "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?". *The American Economic Review*, Vol. 81, 1991, S. 841-858.
- HARVEY, Campbell R., "Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127, Tübingen 1991, S. 701-718.
- HSIAO, Cheng, "Causality Tests in Econometrics". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 1, 1979, S. 305-346.
- JUDGE, George G., R. Carter HILL, William E. GRIFFITHS, Helmut LÜTKEPOHL, Tsoury-Chao LEE, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics* 2 ed. New York 1988.
- , William E. GRIFFITHS, R. Carter HILL, Helmut LÜTKEPOHL, Tsoury-Chao LEE, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2 ed. New York 1985.
- KRÄMER, Jörg, Enno LANGFELDT, "Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die westdeutsche Konjunktur. *Die Weltwirtschaft*, 1993, S. 34-42.
- LAURENT, Robert D., "An Interest-based Indicator of Monetary Policy". *Economic Perspectives*, Vol. 12, 1988, S. 3-14.

OECD, Main Economic Indicators. Paris, versch. Ausgaben.

OECD, How Accurate are Economic Outlook Projections? OECD Economic Outlook. Paris, June 1993.

IMF, International Financial Statistics. Washington, versch. Ausgaben.

REIMERS, Hans-Eggert, Karl-Heinz TÖDTER, "P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany". Deutsche Bundesbank, Diskussionspapier, März 1993.

SCHEIDE, Joachim, "On Real and Monetary Causes for Business Cycles in West Germany". Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Vol. 125, 1989, S. 583-595.

--, "Geldmenge, Einkommen und Preisniveau: Wie stabil ist der Zusammenhang nach der deutschen Wiedervereinigung?" Kieler Arbeitspapiere, 582, Juni 1993.

SIMPSON, Thomas D., "Changes in the Financial System: Implications for Monetary Policy". Brookings Papers on Economic Activity. Vol. 1, 1984, S. 249-265.

QUELLEN DER VERWENDETEN ZEITREIHEN:

OECD (Hrsg.), Main Economic Indicators, Paris, lfd. Jgg.

Kurzfristige Zinsen für Japan und die Geldmenge M0 für das Vereinigte Königreich:

IMF (Hrsg.), International Financial Statistics, lfd. Jgg., Washington.

Geldmengenaggregate für die Bundesrepublik Deutschland:

Deutsche Bundesbank, um den Gebietsprung bereinigt.